

Documento de Trabajo 96-14
Serie de Economía de la Empresa 01
Noviembre 1996

Departamento de Economía de la Empresa
Universidad Carlos III de Madrid
Calle Madrid, 126
28903 Getafe (Spain)
Fax (341) 624-9875

MODELOS INTERTEMPORALES DE VALORACION DE ACTIVOS: ANALISIS EMPIRICO PARA EL CASO ESPAÑOL

Rosa Rodríguez López*

Resumen

En este trabajo se estudia, utilizando datos españoles, el comportamiento empírico de diversos modelos intertemporales de valoración de activos que difieren entre sí por la especificación de la función de utilidad. El trabajo muestra que las preferencias de un supuesto consumidor/ahorrador representativo en la economía española no pueden suponerse separables, y también que la no separabilidad se debe en mayor grado a la formación de hábitos de consumo que a la durabilidad en los bienes de consumo.

Palabras Clave

Modelos intertemporales, Persistencia de hábito, Durabilidad, Preferencias Isoelásticas.

*Departamento de Economía de la Empresa de la Universidad Carlos III de Madrid. Deseo agradecer los valiosos comentarios de Fernando Restoy e Ignacio Peña en la realización de este trabajo. Asimismo, deseo agradecer los comentarios recibidos de Enrique Sentana, los asistentes a las II Jornadas de Economía Financiera y XIX Simposium de Análisis Económico. Ninguno de ellos es responsable de los errores que pueda contener el trabajo.

1 Introducción

Los modelos intertemporales de valoración de activos nacen con la intención de superar las deficiencias teóricas del tradicional modelo estático de valoración (CAPM). Durante las dos últimas décadas numerosos artículos han estudiado el comportamiento empírico del CAPM. Los resultados indican que el modelo es incapaz de explicar la variación de los rendimientos de los activos en muestras de sección cruzada. La versión condicional del CAPM (Jagannathan y Wang (1996)) presenta mejores resultados empíricos. Sin embargo, el mundo real es claramente dinámico. En este sentido, los modelos intertemporales de valoración con consumo se sitúan en un contexto mucho más realista al permitir que el proceso de toma de decisiones de los agentes tenga lugar en más de dos períodos y que decidan simultáneamente tanto sus pautas de consumo como la utilización de la riqueza no consumida.

La estimación y contraste de estos modelos de equilibrio general, que incorporan la formación de precios de activos, pretende ayudar a conocer mejor las características estructurales de la economía gracias a la estimación de ciertos parámetros que no juegan papel alguno en el modelo de valoración tradicional (CAPM).

A pesar de la relativa generalidad del modelo intertemporal básico (CCAPM) (Merton (1973), Lucas (1978), Breeden (1979) y Hansen y Singleton (1982a)) los resultados empíricos obtenidos tampoco son muy satisfactorios. Este fracaso empírico se justifica en primer lugar, en la mala especificación del modelo, que lleva a rechazar el mismo en base a los contrastes de bondad de ajuste. En segundo lugar, el modelo no predice adecuadamente las primas de riesgo. El proceso estocástico que sigue el consumo predice, para valores razonables del parámetro de aversión al riesgo, primas mucho menores a las observadas.

Son varias las razones que podrían explicar los pobres resultados obtenidos con el modelo intertemporal básico. Algunos autores argumentan la escasa generalidad

del modelo al suponer preferencias aditivas y separables (Constantinides y Ferson (1991) y Braun, Constantinides y Ferson (1992), Epstein y Zin (1990), y Giovannini y Jorion (1993), entre otros). Otras posibles explicaciones incluyen las restricciones de liquidez (Zeldes (1989)) y los costes de transacción (Luttmer (1993)). Para otros autores, sin embargo, la clave del problema es el supuesto del agente representativo. Esto elimina el riesgo idiosincrásico individual y hace imposible explicar las primas de riesgo observadas dada la variabilidad del consumo agregado existente (Constantinides y Duffie (1996)).

Son numerosos los trabajos que tratan de resolver los problemas empíricos encontrados mediante la relajación de los supuestos considerados más restrictivos en la función de utilidad. Tal es el caso de los estudios que relajan la separabilidad en el tiempo de la función de utilidad (Constantinides y Ferson (1991) y Braun, Constantinides y Ferson (1992), Heaton (1993), entre otros) o los estudios que relajan la separabilidad entre estados de la naturaleza (Epstein y Zin (1990), y Giovannini y Jorion (1993), entre otros).

Los resultados obtenidos en estos trabajos, realizados principalmente para Estados Unidos, muestran el rechazo del modelo con preferencias no separables entre estados de la naturaleza y del modelo intertemporal básico. Los modelos estáticos, sin embargo, no dan tan malos resultados como teóricamente cabría esperar frente a los modelos intertemporales. Los mejores resultados aparecen en los modelos con preferencias temporalmente dependientes. En ellos se supone que la satisfacción del agente en un momento dado no sólo depende del consumo realizado en ese período sino también del consumo realizado en períodos anteriores, lo que permite considerar fenómenos como la durabilidad de los bienes de consumo y la generación de hábito. En este sentido, los resultados indican que el efecto de persistencia de hábito domina al efecto de durabilidad en el consumo. Sin embargo, en general, los modelos intertemporales no proporcionan estimadores precisos, y éstos son muy sensibles a la elección de los instrumentos usados y a las medidas de consumo utilizadas.

El objetivo de este trabajo es conocer en el caso español el funcionamiento empírico de diversos modelos intertemporales de valoración de activos con consumo que difieren entre sí por la especificación de la función de utilidad. Para ello, se emplea una muestra de datos trimestrales desde 1974 a 1992. Existen razones para esperar que dichos modelos no funcionen mejor que en otros países (la estrechez del mercado, las restricciones de liquidez, etc.). En todo caso, no existe para España evidencia empírica que documente el poder explicativo de estos modelos. Alonso, Rubio y Tusell (1988), estiman el coeficiente de aversión relativa al riesgo para el mercado español utilizando una transformación propuesta por Rubinstein que permite evitar el uso de datos de consumo. El modelo estimado es equivalente a un modelo estático de valoración. Rubio (1995) realiza el contraste del modelo intertemporal básico para el mercado español a través de calibración.

Los resultados que proporcione el análisis permitirán concluir si abandonar la separabilidad temporal de las preferencias y la separabilidad entre los distintos estados de la naturaleza supera o no los resultados que se obtengan con el modelo definido a partir de funciones de utilidad separables (modelo intertemporal básico).

Un contraste complementario de la verosimilitud de los modelos intertemporales es el realizado por Hansen y Jagannathan (1991) donde establecen una región admisible para la media y desviación típica de la relación marginal de sustitución de los consumidores. Esta frontera, construida a partir de los datos del mercado español permitirá conocer la compatibilidad de dichos datos con los distintos modelos.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. La sección 2 presenta los modelos de valoración que se van a estudiar. La sección 3 el procedimiento utilizado para la estimación de los diferentes modelos. La sección 4 describe los datos. La selección de los instrumentos necesarios se realiza en la sección 5. La sección 6 muestra los resultados obtenidos. La sección 7 presenta la frontera de Hansen y Jagannathan. Por último, en la sección 8 se presentan las conclusiones.

2 Valoración intertemporal

Los modelos intertemporales de valoración suponen habitualmente la existencia de un agente representativo que maximiza la utilidad esperada de una senda intertemporal infinita de consumo contingente y que percibe como única fuente de renta el rendimiento de una cartera compuesta por N activos financieros.

En el periodo t , el agente representativo resolverá el siguiente problema,

$$\begin{aligned} \max_{C,w} E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i U(C_{t+i}) \\ \text{s.a.} \quad W_{t+1} = (W_t - C_t) R_{m,t+1} \\ R_{m,t+1} = \sum_{j=0}^N w_{j,t+1} R_{j,t+1} \\ \sum_{j=0}^N w_j = 1, \end{aligned} \tag{1}$$

donde E_t es el operador esperanza condicional en el momento t , C_t es el consumo agregado en el período t , W_t es la riqueza financiera real del agente, $R_{j,t+1}$ es el rendimiento real bruto del activo j entre t y $t + 1$, w_j es la proporción de riqueza asignada al activo j y $R_{m,t+1}$ es el rendimiento de la cartera de equilibrio del agente representativo; es decir, el rendimiento de la cartera de mercado.

Las condiciones de primer orden del problema anterior pueden escribirse como:

$$E_t [M_{t+1} R_{j,t+1}] = 1 \quad j = 1 \dots N, \tag{2}$$

donde M_{t+1} es la relación marginal de sustitución intertemporal definida como,

$$M_{t+1} = \beta \frac{U'(C_{t+1})}{U'(C_t)}. \tag{3}$$

La expresión (2) indica que los rendimientos reales esperados de todos los activos adecuadamente descontados por la relación marginal de sustitución deben ser iguales en equilibrio.

En la versión más popular utilizada en los estudios empíricos de modelos de valoración de activos con consumo (Brown y Gibbons (1985), Grossman y Shiller (1981, 1982) Hansen y Singleton (1983b) Litzenberger y Ronn (1986) y Alonso, Rubio y Tussel (1990), entre otros) las preferencias se representan mediante el valor esperado de la suma descontada de funciones de utilidad isoelásticas del tipo,

$$U(C_t) = \frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma}, \quad (4)$$

donde γ indica tanto el coeficiente de aversión relativa al riesgo como la inversa de la elasticidad intertemporal de sustitución del consumo.

Esta especificación de las preferencias con aversión relativa al riesgo constante (CRRA) implica que la utilidad marginal del consumo, en un estado de la naturaleza y para un período concreto, depende únicamente del consumo realizado en ese período y en ese estado. Las preferencias son, por tanto, separables en el tiempo y entre estados de la naturaleza.

En este caso, la relación marginal de sustitución es,

$$M_{t+1} = \beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma}, \quad (5)$$

y la condición de primer orden puede escribirse como,

$$E_t \left[\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma} R_{j,t+1} \right] = 1 \quad j = 1 \dots N. \quad (6)$$

Si se supone que el consumo es una proporción constante de la riqueza, el conjunto de ecuaciones de Euler (6) puede reescribirse como,

$$E_t \left[R_{m,t+1}^{-\gamma} R_{j,t+1} \right] = F \quad j = 1 \dots N, \quad (7)$$

donde F es una constante¹.

La expresión (7) es equivalente a la condición de equilibrio de un problema estático de elección de carteras. La equivalencia que se produce entre los modelos estático y dinámico, proporcionada por la constancia del ratio consumo riqueza, tiene lugar en dos contextos. El primero, cuando los rendimientos se distribuyen de manera idéntica e independiente en el tiempo. En tal caso, la realización de los rendimientos no proporciona información sobre su distribución en el futuro, y por lo tanto, el aspecto intertemporal del modelo es irrelevante. El segundo, cuando las preferencias son logarítmicas. Con este tipo de preferencias, el comportamiento del agente se caracteriza por un fenómeno de miopía racional en sus decisiones de consumo. Es decir, el agente consume sistemáticamente una proporción de su riqueza que es independiente de los estados de la naturaleza, lo que hace de nuevo, que el elemento intertemporal no sea importante y que el modelo estático de valoración sea válido período a período.

El modelo intertemporal básico mostraba entre sus características que la utilidad marginal del consumo en un estado de la naturaleza y en un período concreto dependía exclusivamente del consumo realizado en ese período y en ese estado. Por lo tanto, ignoraba el fenómeno de durabilidad y la creación de hábito de los gastos de consumo. Dunn y Singleton (1986), Eichenbaum, Hansen y Singleton (1988), Ryder y Heal (1973), Constantinides (1990) y Novales (1990), entre otros, incorporan en sus preferencias este tipo de fenómenos.

Empíricamente, Ferson y Constantinides (1991) investigan un modelo intertemporal que permite tanto la creación de hábito como la durabilidad en los gastos de consumo. Para simplificar el análisis suponen que el impacto de la durabilidad o hábito tiene lugar en un único período. La función de utilidad se define como una función aditiva y separable análoga a la del modelo CRRA pero donde el argumento es el flujo de servicios de consumo $\tilde{C}_t = C_t + b_1 C_{t-1}$, siendo C_t el total de gastos de

consumo en t y b_1 el parámetro que mide el fenómeno de hábito si $b_1 < 0$ o durabilidad si $b_1 > 0$. Cuando $b_1 = 0$ el modelo es idéntico a el modelo intertemporal básico.

El modelo de preferencias temporalmente dependientes, así definido, implica la siguiente expresión para la relación marginal de sustitución,

$$M_{t+1} = \beta \frac{(C_{t+1} + bC_t)^{-\gamma} + \beta b E_{t+1}(C_{t+2} + bC_{t+1})^{-\gamma}}{(C_t + bC_{t-1})^{-\gamma} + \beta b E_t(C_{t+1} + bC_t)^{-\gamma}}, \quad (8)$$

siendo el conjunto de ecuaciones de Euler,

$$E_t \left[\beta \left[\left(\frac{C_{t+1} + b_1 C_t}{C_t + b_1 C_{t-1}} \right)^{-\gamma} + b_1 \beta \left(\frac{C_{t+2} + b_1 C_{t+1}}{C_t + b_1 C_{t-1}} \right)^{-\gamma} \right] R_{j,t+1} - b_1 \beta \left(\frac{C_{t+1} + b_1 C_t}{C_t + b_1 C_{t-1}} \right)^{-\gamma} \right] = 1$$

$$\forall j = 1 \dots N. \quad (9)$$

En ausencia de separabilidad temporal, el parámetro de concavidad γ tiene una interpretación diferente a la del modelo intertemporal básico. Cuando las preferencias son separables en el tiempo, el parámetro γ representa tanto el coeficiente de aversión relativa al riesgo como la inversa de la elasticidad intertemporal de sustitución del consumo. En un modelo de no separabilidad temporal, γ puede diferir sustancialmente de la inversa de la elasticidad. Ferson y Constantinides (1991) demuestran que con persistencia de hábito, γ es una cota inferior de la aversión relativa al riesgo.

Las preferencias recogidas en el modelo intertemporal básico se encuentran dentro del paradigma de utilidad esperada. Es decir, la satisfacción del agente asociada a un vector aleatorio de consumo, en un momento del tiempo, es equivalente a la suma ponderada de la utilidad asociada a cada plan de consumo, donde la ponderación utilizada es la probabilidad de realización de cada plan de consumo. Los trabajos de Epstein y Zin (1990) y Weil (1990) relajan esta separabilidad entre estados de la naturaleza, dando lugar a preferencias donde los supuestos de las funciones de

utilidad Von Neumann-Morgenstern no se verifican. Estos autores proponen una estructura de preferencias definidas de una forma recursiva isoelástica del tipo,

$$V_t = U(C_t, E_t V_{t+1}) = \left[(1 - \beta) C_t^{1-\rho} + \beta (E_t V_{t+1})^{\frac{1-\gamma}{1-\rho}} \right]^{\frac{1-\gamma}{1-\rho}}, \quad (10)$$

donde el coeficiente de aversión relativa al riesgo viene definido por γ y $\frac{1}{\rho}$ expresa la elasticidad de sustitución intertemporal del consumo.

Nótese que en el modelo de preferencias temporalmente dependientes el coeficiente de aversión relativa al riesgo también difería de la inversa de la elasticidad, sin embargo, no estaban parametrizados por separado. Esta función de utilidad permite así modelizar las preferencias de los agentes por la resolución temprana o tardía de la incertidumbre según γ sea mayor o menor que ρ y parametrizar de forma independiente las actitudes ante el riesgo y la sustitución intertemporal del consumo.

Con preferencias isoelásticas generalizadas, la expresión de la relación marginal de sustitución es,

$$M_{t+1} = \left(\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\rho} \right)^{\frac{1-\gamma}{1-\rho}} R_{m,t+1}^{\frac{1-\gamma}{1-\rho}-1}, \quad (11)$$

y el conjunto de ecuaciones de Euler,

$$E_t \left[\left(\beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\rho} \right)^{\frac{1-\gamma}{1-\rho}} R_{m,t+1}^{\frac{1-\gamma}{1-\rho}-1} R_{j,t+1} \right] = 1 \quad j = 1 \dots N. \quad (12)$$

El modelo así definido, presenta la atractiva propiedad de anidar el modelo estático convencional con el modelo intertemporal básico. En particular, si $\gamma = 1$ o $\rho = 0$ se obtiene el modelo estático y si $\gamma = \rho$ se obtiene el modelo con preferencias CRRA.

3 Procedimiento de estimación

La estimación del vector de parámetros y el contraste de las ecuaciones de Euler de los diferentes modelos presentados se realiza utilizando el método generalizado de momentos (GMM) desarrollado por Hansen (1982) y aplicado, entre otros, por Hansen y Singleton (1982a). Este método proporciona, en primer lugar, un procedimiento para estimar de forma eficiente los parámetros del modelo y, en segundo lugar, sugiere un test de ajuste basado en el cumplimiento de las condiciones de sobreidentificación para los parámetros estimados.

Las C.P.O obtenidas para cada uno de los modelos presentados ((6), (7),(9) y (12)) pueden representarse de forma general como,

$$E_t(\Lambda_{t+1}^j(\theta)) = 0 \quad j = 1 \dots N. \quad (13)$$

Si las expectativas se forman de manera racional, la variable $\Lambda_{t+1}^j(\theta)$ debe ser ortogonal al conjunto de información en t , y por tanto, debe verificarse que,

$$E(\Lambda_{t+1}^j(\theta)z_{h,t}) = 0 \quad j = 1 \dots N \quad h = 1 \dots L, \quad (14)$$

para toda variable z_h observable por el individuo en el período t o anterior.

Utilizando la expresión (14) y reemplazando momentos poblacionales por momentos muestrales se obtienen $L \times N$ condiciones de ortogonalidad que se utilizarán para la estimación y posterior contraste.

En el procedimiento de estimación se minimiza la siguiente forma cuadrática

$$\min_{\theta} \frac{1}{T} \left[\sum_{t=1}^T g(t, \theta)' \right] D \left[\sum_{t=1}^T g(t, \theta) \right] \quad (15)$$

donde,

$$g(t, \theta) = z_t \otimes \Lambda_{t+1}(\theta)$$

z_t es el vector de dimensión $L \times 1$ de los instrumentos en t , $\Lambda(\theta)$ el vector de dimensión $N \times 1$ formado por los Λ^j y la matriz D es la inversa de un estimador consistente de la matriz de covarianzas de las condiciones de ortogonalidad:

$$\Omega = \text{var} \left(\frac{1}{T^{\frac{1}{2}}} \sum_{t=1}^T g(t, \theta) \right).$$

Bajo ciertas condiciones de regularidad los estimadores se distribuyen,

$$T^{\frac{1}{2}}(\hat{\theta} - \theta) \rightarrow N(0, \Psi),$$

donde,

$$\Psi = s(\theta)' \Omega^{-1} s(\theta)$$

$$s(\theta) = E \left[\frac{\partial g(\theta)}{\partial \theta} \right].$$

La estimación GMM se realiza habitualmente en dos etapas. En la primera de ellas se obtienen estimadores consistentes aunque no eficientes de los parámetros, utilizando $D = I$, donde I es la matriz identidad. La eficiencia, se alcanza en una segunda etapa, después de resolver (15) utilizando como matriz de ponderaciones la estimación consistente de la matriz de covarianzas de las condiciones de ortogonalidad a partir de los parámetros estimados en la primera etapa.

Para contrastar las restricciones de sobreidentificación se usará el estadístico Q de Hansen, que es igual al valor que toma la forma cuadrática minimizada para los estimadores obtenidos de los parámetros.

$$Q = T \left\{ \frac{1}{T} \left[\sum_{t=1}^T g(t, \hat{\theta})' \right] D \left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T T g(t, \hat{\theta}) \right] \right\}.$$

Este estadístico se distribuye bajo la hipótesis de cumplimiento de las condiciones de ortogonalidad como una chi-cuadrado con grados de libertad igual al número de condiciones de ortogonalidad menos el número de parámetros.

4 Descripción de los datos

La estimación se ha realizado con datos observados trimestralmente para la economía española en el período comprendido entre 1974 y 1992.

Las series de consumo utilizadas son el consumo real no duradero y el consumo real privado nacional. Ambas series obtenidas de la Contabilidad Nacional Trimestral están ajustadas por estacionalidad². Las variables CCND y CCP hacen referencia a las tasas de crecimiento de cada serie.

Los precios utilizados para obtener los rendimientos reales se han medido con el deflactor implícito correspondiente a la definición de consumo adoptada.

El rendimiento de la cartera de mercado R_m se ha obtenido de los índices mensuales para el mercado español publicados en Morgan Stanley Capital International Perspective³. Por otro lado, dado que en España no se disponía de un mercado de deuda pública para todo el período muestral de este trabajo, se ha utilizado como aproximación del rendimiento del activo libre de riesgo R_f el tipo de interés medio ponderado del agregado intermedio entre M3 y M2. Este agregado se compone fundamentalmente de depósitos de ahorro e incluye también empréstitos del sistema bancario, depósitos en moneda extranjera, cesiones temporales de activos y participaciones de activo (Cuenca, 1994).

Las variables, R_c , R_e y R_b corresponden a los rendimientos trimestrales de los sectores de comunicaciones, eléctricas y banca de la Bolsa de Madrid. La variable R_i refleja el rendimiento de un grupo formado a partir de los sectores de siderometalurgia, químico-textil y construcciones, donde cada sector pondera en el índice del grupo en función de su capitalización total. Del mismo modo, se ha construido la variable R_a con los sectores de alimentación y varios.

La variable DY, mide la rentabilidad media por dividendos del índice de la cartera

de mercado utilizada, publicado por Morgan Stanley Capital International Perspective. En cada momento del tiempo esta variable recoge los dividendos del año anterior dividido por el nivel de precios al final del mes de la fecha.

La variable IPI muestra la tasa de crecimiento trimestral del índice de producción industrial elaborado por el INE. Refleja la evolución de la actividad productiva, de los cambios industriales, indicando cambios en cantidad y calidad, no en precios.

Por ultimo, la variable INTER, representa el tipo de interés mensual del Mercado Interbancario de los depósitos a tres meses. En cada trimestre esta variable muestra el tipo publicado para el último mes del mismo. En el período anterior a 1977 el tipo de interés utilizado es el correspondiente a las instituciones crediticias por depósitos a plazo mayor a un año y menor a dos años publicado por el Banco de España.

La tabla 1 muestra diversos estadísticos descriptivos sobre los datos, una vez anualizados y expresados en términos reales. Observando los rendimientos medios reales se obtiene que la prima de riesgo media para el período considerado es del 2.10% anual. Este dato no proporciona evidencia suficiente para sugerir si la prima del mercado español es inferior a la de otros países, pues la prima depende en gran medida del período. El estudio comparativo que sobre la prima de riesgo realizan Canova y Nicollo (1995) presenta, sin embargo, para un período semejante al utilizado en este trabajo (1973-1991) una prima para EEUU del 5.56% y cercana al 9% para países como Francia, Alemania y Japón.

[Tabla 1]

En los modelos de valoración presentados la condición de primer orden se verifica para cualquier activo o estrategia de inversión factible. Para comprobar si los resultados de la estimación de los parámetros y el contraste de las ecuaciones de Euler es sensible a la utilización de distintos activos se dividirá la estimación en dos partes. La primera de ellas utiliza como activos disponibles la cartera de mercado y el activo

sin riesgo (estimación agregada). En la segunda parte, las estrategias de inversión se corresponden con los sectores de electricidad, comunicaciones y banca, el grupo que se ha denominado industria, el grupo formado con los sectores alimentación y varios, y por último la cartera de mercado (estimación desagregada)⁴.

5 Selección de instrumentos

La selección de los instrumentos es uno de los aspectos más conflictivos de este tipo de trabajos. La inexistencia de una teoría general que analice si un instrumento es o no adecuado para la estimación, dificulta la selección de los mismos. El único requisito que el proceso de estimación requiere es que las variables que se consideren como instrumentos sean conocidas por el agente cuando toma las decisiones de consumo y ahorro.

Gran parte de los trabajos de estimación semejantes al que aquí se presenta utilizan como instrumentos valores retardados del consumo y de los rendimientos. Es decir, retardos de las variables que forman parte de las ecuaciones de Euler. Ferson y Constantinides (1991) argumentan que la utilización de estas variables como instrumentos puede dar lugar a correlaciones espúreas entre el consumo y los rendimientos reales y sus valores retardados que lleven al rechazo de las condiciones de Euler y a sesgos en los parámetros. Para evitar tales efectos proponen la utilización como instrumentos de variables distintas a los valores retardados pero que ayuden a predecir tanto los rendimientos de los activos como las medidas de crecimiento del consumo.

En este trabajo se considera la capacidad de los instrumentos para predecir los rendimientos como una característica de la validez de los mismos. Utilizar instrumentos que no sean capaces de predecir los rendimientos puede sesgar las estimaciones del factor de descuento (M_{t+1}) hacia una constante y, por lo tanto, llevar

a un falso no rechazo del modelo basado en una selección poco adecuada de los instrumentos. Este problema, otorga mayor poder a los contrastes realizados con instrumentos que sean capaces de predecir los rendimientos.

Una especificación del factor de descuento constante del tipo,

$$E_t(CR_{j,t+1}) = 1 \quad j = 1, \dots, N. \quad (16)$$

implica que el agente valora las pautas de consumo independientemente de su distribución intertemporal y entre estados de la naturaleza, y por lo tanto que el agente es neutral al riesgo. Bajo neutralidad al riesgo, si los rendimientos hoy no añaden información sobre los rendimientos mañana, los precios son un paseo aleatorio y por lo tanto los rendimientos no son predecibles. La expresión (16) muestra que en equilibrio todos los activos tendrán como rentabilidad esperada la misma constante. Si se estima este modelo a través del GMM, el contraste de las condiciones de sobreidentificación concede una información muy útil para comprobar el poder predictivo de los conjuntos de instrumentos. La hipótesis nula es que los rendimientos no son predecibles, por tanto, si el modelo se rechaza con un conjunto de instrumentos determinado será porque los rendimientos podrían predecirse. Si el modelo no se puede rechazar con un conjunto de instrumentos dado es porque dichas variables no consiguen predecir los rendimientos utilizados.

Para comprobar la sensibilidad de los resultados a diferentes instrumentos, una vez que se conozca su capacidad para predecir los rendimientos, se han elegido cinco conjuntos de instrumentos que, en general, han sido utilizados en la literatura empírica de este tipo de contrastes.

El primer conjunto, I1, (Ferson y Constantinides (1991)) contiene una constante y los valores retardados uno y dos períodos respecto a la fecha de realización de los rendimientos en las ecuaciones de Euler, de la tasa de crecimiento del consumo, y de los rendimientos reales de la cartera de mercado y del activo libre de riesgo.

El conjunto I2, (Ferson y Constantinides (1991)) está formado por una constante y los valores retardados un período de la rentabilidad por dividendos, el índice de producción y el tipo de interés interbancario.

El tercer conjunto, I3, incluye una constante y un retardo de el rendimiento de la cartera de mercado, el activo sin riesgo y la rentabilidad por dividendos. El fundamento de este conjunto de instrumentos se centra en su poder para predecir los rendimientos de los activos (Campbell y Shiller, 1988).

El conjunto I4 no es más que un retardo adicional en todas las variables que componen el tercer conjunto de instrumentos.

El conjunto, I5, (Giovannini y Jorion, 1993) refleja la misma idea que I1. Muestra retardos de variables que forman parte de la ecuaciones de Euler, en este caso, las variables sólo entran a formar parte de las mismas en la estimación con el segundo sistema de activos.

La tabla 2 presenta los resultados obtenidos en la estimación del modelo con factor de descuento constante. Si se utilizan como activos disponibles el activo libre de riesgo y la cartera de mercado, el p-valor del contraste de las condiciones de sobreidentificación muestra el rechazo del modelo para los cuatro primeros conjuntos de instrumentos para un nivel crítico del 10%. Nótese que en estos casos se rechaza la hipótesis de que los rendimientos no sean predecibles que viene implícita en el modelo de neutralidad al riesgo.

[Tabla 2]

Cuando se utilizan como activos disponibles los rendimientos de los sectores o grupos de sectores y el rendimiento de la cartera de mercado, los mayores p-valores se obtienen para los dos primeros conjuntos de instrumentos, por lo que se rechazaría el modelo para los tres últimos conjuntos con un nivel crítico del 10%. En general,

los p-valores en la segunda estimación son mayores que en la primera. Este hecho se debe a la dificultad para predecir los rendimientos desagregados, es decir, los rendimientos de sectores aislados.

De esta forma, I1 e I2 muestran mejores propiedades para ser utilizado como instrumento del primer sistema de activos. Sin embargo sus componentes no son buenos predictores de los rendimientos desagregados, por lo que su utilización es menos adecuada en la estimación con el segundo sistema de activos disponibles. Los conjuntos I3 e I4 aparecen como instrumentos adecuados en la estimación de ambos sistemas de activos. Aunque sus componentes presentan mayor poder predictivo en la estimación agregada. Por último, I5 parece ser un conjunto más adecuado en la estimación del segundo sistema de activos.

A pesar de tener una clasificación entre instrumentos más y menos adecuados, la estimación se ha realizado con todos ellos para comprobar si realmente los resultados muestran que los instrumentos menos adecuados sesgan las estimaciones llevando a falsos no rechazos de los modelos.

6 Resultados Empíricos

6.1 Modelo Intertemporal Básico

Los resultados obtenidos en la estimación del modelo con preferencias CRRA se presentan en la tabla 3. El factor de descuento intertemporal (β) se estima con bastante precisión y obtiene un valor cercano a la unidad. Un valor comprendido entre cero y uno es razonable e indica que los individuos reciben mayor utilidad con consumo presente que consumiendo en el futuro. En tres ocasiones el estimador resulta, sin embargo, ligeramente mayor que uno e indicaría agentes con preferencia por el tiempo negativa. A pesar de ello, debe notarse en primer lugar, que los

conjuntos de instrumentos utilizados en dos de los tres casos fueron presentados como instrumentos poco adecuados para la estimación. En segundo lugar, se puede afirmar que este tipo de resultados es predecible dada las simulaciones que se han realizado con estos modelos (Kocherlakota (1988), Rubio (1995)). Debe quedar claro entonces, que éste es un problema que el modelo presenta y no que los españoles tengan preferencia por el tiempo negativa.

[Tabla 3]

Como es habitual en este tipo de modelos, el coeficiente de aversión al riesgo (γ) es bastante sensible al conjunto de instrumentos utilizado. Los valores obtenidos se estiman de forma muy imprecisa y se sitúan en un rango de 0 a 13⁵. En este tipo de funciones de utilidad este parámetro ha de ser positivo, por ello, los valores negativos no pueden aceptarse como válidos⁶.

La bondad del ajuste del modelo presenta dos características principales. Por un lado, se obtiene un gran número de rechazos del contraste de las condiciones de sobreidentificación caracterizados, por un valor crítico del 10%. En segundo lugar, se aprecia como en los casos de instrumentos poco adecuados, es decir, I5 para el primer sistema de activos e I1 e I2 para el segundo sistema de activos, podría estar teniendo lugar un falso no rechazo debido a la no predecibilidad de los rendimientos por parte de las variables que componen dichos conjuntos de instrumentos. Esta impredecibilidad sesga el contraste a favor del mismo.

La imprecisión del coeficiente de aversión al riesgo y el rechazo del contraste de sobreidentificación del modelo muestran evidencia que confirma el mal comportamiento empírico obtenido con este tipo de preferencias en otros países.

6.2 Modelo Estático

Las estimaciones del modelo estático de valoración se presentan en la Tabla 4. En este caso, el parámetro β' no puede identificarse como el factor de descuento intertemporal.

El modelo permite estimar el parámetro de aversión al riesgo de forma mucho más precisa y significativamente distinto de cero. Así γ toma un valor situado entre 0.40 y 1.05. De nuevo, el valor negativo obtenido para este parámetro con I1 e I2, es decir, con los conjuntos de instrumentos menos adecuados en la estimación desagregada, no es aceptable.

Los resultados obtenidos en la estimación del coeficiente de aversión relativa al riesgo en un modelo estático como éste, para el mercado español por Alonso, Rubio y Tusell (1988), con una muestra comprendida entre 1965-1984, proporcionaban una estimación muy precisa del parámetro igual a 3.8. Los autores presentan que esta estimación varía según el periodo considerado, así para el periodo 1975-1984 el coeficiente era igual a 1.3. Los resultados encontrados en este trabajo, para este modelo estático son compatibles, entonces, con los encontrados por los citados autores ya que podemos concluir también, al observar el error estándar, que la función de utilidad logarítmica se rechaza.⁷

[Tabla 4]

Si se eliminan los resultados obtenidos con los tres conjuntos de instrumentos poco adecuados, el contraste de bondad del ajuste indica que el modelo se rechaza en la estimación agregada. En la estimación desagregada no podría rechazarse al 10% de nivel crítico pero si al 15%. Este ligero aumento en los p-valores se debe, no al mejor funcionamiento del modelo para el caso desagregado, sino a la mayor dificultad para predecir los rendimientos sectoriales (ver Tabla 2).

Si se comparan los resultados del contraste de ajuste con los obtenidos para el modelo de preferencias CRRA, no es posible elegir uno de los dos modelos como "mejor" en base al p-valor del estadístico chi-cuadrado. Que el p-valor exceda de un nivel crítico para aceptar la bondad del ajuste es necesario pero no parece muy adecuado para utilizarse como criterio cuantitativo de ordenación de modelos, sobre todo si se está observando, como es el caso, p-valores como mucho de 0.14.

6.3 Preferencias Temporalmente Dependientes

La ecuación de Euler (9) define, como en los modelos anteriores, un término de error con esperanza cero. Sin embargo, en este modelo concreto (Constantinides y Ferson (1991)) los errores siguen un proceso de media móvil de orden uno y recogen variables que espureamente están contenidas en el conjunto de información del agente. Para evitar este problema, los conjuntos de instrumentos utilizados han sido retardados un período más respecto de los cinco conjuntos utilizados en las subsecciones anteriores. Esto hace necesario comprobar, de nuevo, qué instrumentos son más adecuados para la estimación. Ya que utilizar como instrumentos variables que no sean capaces de predecir los rendimientos de la ecuación de Euler puede sesgar los resultados impidiendo el rechazo del contraste de las condiciones de sobreidentificación.

La estimación del modelo con factor de descuento constante se presenta en la tabla 5. En este caso, los cinco conjuntos de instrumentos usados en la estimación agregada podrían considerarse adecuados para el análisis. Sin embargo, la diferencia obtenida en el p-valor con I5 respecto al resto de instrumentos, nos lleva a considerarlo con ciertas reservas. Los p-valores obtenidos en la estimación desagregada confirman que dichos instrumentos son más adecuados para predecir el primer sistema de activos. Si comparamos entre estos p-valores, la mayor diferencia vuelve a estar en los conjuntos I1 e I2. Sin embargo, el retardo adicional introducido lleva a que sea aun más difícil predecir los rendimientos desagregados.

[Tabla 5]

Cuando se estima el modelo con preferencias temporalmente dependientes (9) debe tenerse en cuenta que, si el parámetro de concavidad toma un valor igual a cero en y los parámetros b_1 y β toman valores tal que $(1 + b_1\beta) = 0$ lo que se obtiene es una solución trivial de la ecuación de Euler. Con el fin de evitar tales soluciones y dado que para valores dados de los parámetros la función objetivo es invariante al factor de escala, se han dividido las condiciones de ortogonalidad por $(1 + b_1\beta)$.

En la estimación de este modelo se ha variado también la medida de consumo utilizada. Así, se utiliza el consumo privado nacional que incluye tanto el consumo duradero como el consumo no duradero. La consideración del efecto de la durabilidad o hábito de los gastos de consumo no precisa disponer de una medida de consumo duradero, sin embargo, realizar este análisis permite tener, cuando se impone al parámetro de separabilidad a un valor igual a cero, una segunda estimación del modelo CRRA con una medida del consumo diferente a la usada habitualmente en los estudios empíricos con ese tipo de preferencias. Para comparar los resultados que se obtengan con los encontrados en el modelo intertemporal básico debe tenerse en cuenta, sin embargo, el retardo adicional de los instrumentos.

Por último, la estimación de la ecuación (9) plantea problemas numéricos ya que el estimador GMM del parámetro b_1 está basado en la utilidad marginal, que es infinita para $C_t + b_1C_{t-1} = 0$ y no está definida para $C_t + b_1C_{t-1} < 0$. Por este motivo, la estimación se ha realizado de forma distinta a los modelos anteriores (ver Nam (1990) para un análisis similar). Se han fijado valores ciertos de b_1 , con un rango entre -1 y 1 y se ha ejecutado el procedimiento GMM para encontrar el valor mínimo de la función objetivo con un intervalo de 0.05 para b_1 . Una vez encontrado el valor que minimiza la función objetivo, se examina un entorno de este valor con objeto de encontrar el mínimo global. Los resultados de la estimación se presentan en la tabla 6.

[Tabla 6]

Al relajar la separabilidad temporal de la preferencias, la estimación del factor de descuento resulta, de nuevo, bastante precisa y situada entre 0 y 1, salvo alguna ocasión donde se obtienen valores ligeramente superiores a la unidad.

El parámetro de concavidad resulta, en general, bastante sensible al conjunto de instrumentos utilizado y no puede rechazarse que sea significativamente distinto de cero.

El parámetro de separabilidad temporal b_1 presenta en todas las ocasiones un valor negativo que indica la dominancia del efecto de persistencia de hábito frente al efecto de durabilidad. La estimación de este parámetro permite un contraste sobre la separabilidad o no de las preferencias. El modelo de separabilidad temporal implicaba la hipótesis nula $H_0 : b_1 = 0$, con un término de error MA(0), es decir no había dependencia temporal en los gastos de consumo y el término de error no estaba autocorrelado. La hipótesis alternativa para el modelo con preferencias temporalmente dependientes es $H_a : b_1 \neq 0$, con un término de error MA(1). Para facilitar este contraste se supone que la hipótesis nula es $H_0 : b_1 = 0$, con un término de error MA(1). El modelo restringido ($b_1 = 0$) se estima con la matriz de ponderaciones obtenida en el procedimiento GMM para el modelo no restringido. El valor de la función objetivo a partir de este procedimiento se compara con la obtenida para el modelo no restringido. La diferencia entre los dos valores se distribuyen como una chi-cuadrado con un grado de libertad. Los valores obtenidos para dicho estadístico implican que la hipótesis nula se rechazaría en tres ocasiones. A pesar de que esto es estrictamente cierto al 10% de significación, la variación que tiene lugar en la función objetivo cuando se impone y no se impone la restricción, sugiere el rechazo de dicha restricción en casi todos los casos. Es decir, el rechazo el modelo de separabilidad temporal frente al modelo con preferencias temporalmente dependientes.

Los resultados presentados en la tabla 6 y el análisis realizado con los instrumentos, que proporciona un mayor poder a la estimación agregada, permiten afirmar que la bondad del ajuste del modelo con preferencias temporalmente dependientes se debe al mejor funcionamiento del modelo y no a la impredecibilidad de los rendimientos.

Los resultados de la segunda estimación del modelo intertemporal básico con consumo duradero se presentan en la tabla 7. El factor de descuento intertemporal se estima, igual que ocurría con consumo no duradero (ver tabla 3), de forma precisa y muestra de nuevo el problema de obtener valores mayores que uno en algún caso. El coeficiente de aversión se estima de forma imprecisa. La bondad del ajuste si presenta una pauta diferente mostrando p-valores bastante más elevados, sin embargo no se debe afirmar que el modelo con preferencias CRRA funcione mejor cuando se utiliza consumo duradero. La razón de estos elevados p-valores vuelve a ser la impredecibilidad de los rendimientos por parte de los instrumentos utilizados (ver Tabla 5). En este sentido, los resultados obtenidos en el modelo con preferencias separables son robustos a la medida de consumo utilizada.

[Tabla 7]

6.4 Modelo Isoelástico Generalizado

Los resultados obtenidos en la estimación del modelo con preferencias GIP se presentan en la tabla 8. En este caso el factor de descuento intertemporal se estima con mucha precisión y en general comprendido entre 0 y 1 salvo en la estimación agregada donde resulta ligeramente superior a uno en dos ocasiones. Este resultado, indica un problema que el modelo comparte con el modelo de utilidad esperada para ajustar los niveles de los rendimientos de los activos.

[Tabla 8]

El coeficiente de aversión relativa al riesgo presenta una pauta diferente según la estimación se realice de forma agregada o desagregada. En el primer caso, el parámetro se estima de una forma más precisa y presenta un valor entre 0.22 y 1.12. En el segundo caso, el parámetro no resulta significativamente distinto de cero.

El valor obtenido para el parámetro que indica la inversa de la elasticidad intertemporal de sustitución ρ resulta, significativamente distinto de cero en tres ocasiones dado su error estándar. El contraste de las condiciones de sobreidentificación presenta p-valores ligeramente superiores a los obtenidos en el modelo intertemporal básico mostrando, de nuevo, falsos no rechazos para los conjuntos de instrumentos considerados menos adecuados (ver tabla 2).

En lugar de utilizar el contraste de bondad del ajuste como criterio de ordenación de los dos modelos resulta mucho más interesante contrastar la hipótesis $\gamma = \rho$, es decir, realizar un contraste de la hipótesis de utilidad esperada. Este contraste se ha realizado a través de la estimación GMM, restringiendo esta estimación con $\gamma = \rho$ a partir de la matriz eficiente del modelo sin restringir. La diferencia entre ambas funciones objetivo se distribuye como una chi-cuadrado con un grado de libertad. En general los p-valores obtenidos principalmente en la estimación agregada son bajos, lo que indica que el cambio que se produce en el valor de las funciones objetivo cuando se impone o no esta restricción es suficiente como para rechazar el modelo de utilidad esperada frente al modelo de utilidad separable entre estados de la naturaleza. Este resultado corrobora los obtenidos por Epstein y Zin (1991) y Giovannini y Jorion (1993).

Se ha realizado el mismo estudio utilizando consumo privado nacional, medida que incluye los gastos en bienes duraderos, con el fin de comprobar la sensibilidad de este tipo de preferencias a la medida de consumo. Los resultados fueron similares.

7 Frontera de Hansen-Jagannathan

El estudio realizado en las secciones anteriores consistía en identificar las relaciones marginales de sustitución (RMS) restringiéndolas a pertenecer a funciones paramétricas y contrastar si cada una de las particulares parametrizaciones era consistente con los datos observados.

Hansen y Jagannathan (1991) aportan una forma alternativa para contrastar los modelos intertemporales de valoración. Estos autores demostraron que cualquier modelo de valoración puede entenderse como un modelo con factor de descuento estocástico (RMS).

Una implicación común a los distintos modelos dinámicos considerados es que el precio de los futuros pagos puede representarse como la esperanza condicionada a la información presente del producto del pago y la RMS del agente. Por tanto, los rendimientos de los datos pueden proporcionar información sobre el comportamiento de la RMS.

Estos autores desarrollaron una cota inferior sobre la volatilidad de la RMS y propusieron un método no paramétrico para contrastar estos modelos. Su análisis compara los puntos estimados de la media y desviación típica de la RMS implícita por un modelo específico con la cota de volatilidad estimada para la RMS.

Esta aproximación no paramétrica puede servir en este trabajo como útil complemento a la aproximación paramétrica realizada. En particular, puede ayudar a entender mejor porqué los modelos particulares se rechazan o no sobre las bases de contrastes estadísticos.

De forma general, los modelos que se han presentado pueden expresarse como,

$$E_t(M_{t+1}x_{t+1}) = q_t, \quad (17)$$

donde M_{t+1} indica el factor de descuento, x_{t+1} el pago del activo en el momento $t+1$

y q_t el precio del activo en el momento t . En términos de momentos incondicionales,

$$E(Mx) = q, \quad (18)$$

donde q es la esperanza incondicional de los precios.

Sea M_v un factor de descuento como media v tal que cualquier otro factor de descuento, cuya esperanza sea v , tenga una varianza mayor o igual a la varianza de M_v . Es decir,

$$M_v : M; E(M) = v$$

$$V(M) \geq V(M_v) \quad \forall M.$$

Para construir estas RMS proyectamos M_v sobre x ,

$$M_v = [x - E(x)]'\beta_v + v,$$

donde β_v es el estimador poblacional de mínimos cuadrados ordinarios.

$$\beta_v = V(x)^{-1} \text{cov}(M_v, x).$$

Cualquier otro factor de descuento M con esperanza v se podrá expresar como $M = M_v + u$ con $V(M) \geq V(M_v)$. Por tanto,

$$V(M) = V(M_v) + V(u)$$

$$V(M) \geq V(M_v) = [q - V(E(x))]'(V(x))^{-1}[q - V(E(x))].$$

Dado que en la expresión anterior todo es conocido, es posible obtener, para cada valor de v , la cota para la varianza de todos los factores de descuento M que satisfacen $E(M) = v$. De esta forma, para cada media conocida del factor M tenemos una cota inferior a su varianza.

Para la construcción de la frontera se han elaborado ocho series de pagos de activos x y sus precios q ⁸. Una vez construida la frontera admisible se acude a

cada uno de los modelos presentados en las secciones anteriores y con los datos de consumo y diversos valores de los parámetros se calcula la media y la varianza de la RMS implícita para cada modelo (ecuaciones (5) (8) y (11)). El criterio para aceptar o rechazar el modelo comprueba si si dicho par media-varianza se encuentra o no dentro de la frontera admisible.

Para conocer el impacto que tiene lugar sobre la RMS la relajación del supuesto de separabilidad temporal de la función de utilidad se considera el modelo con preferencias temporalmente dependientes que daba lugar a la ecuación (8) para la RMS. En esta expresión, si se quiere calcular el valor de la RMS es necesario calcular las esperanzas condicionales. Se seguirá a Hansen y Cochrane (1992) suponiendo que el crecimiento del consumo se distribuye independiente e idénticamente en el tiempo. De esta forma, podemos tomar la análoga esperanza condicional para tener una idea aproximada. Los resultados se presentan en la Figura 1. Los triángulos representan el modelo isoelástico de preferencias CRRA ($b_1 = 0$), los cuadrados representan el modelo de preferencias temporalmente dependientes cuando el efecto de la durabilidad domina al efecto de persistencia de hábito ($b_1 = 0.6$) y los círculos representan el modelo con persistencia de hábito ($b_1 = -0.6$). En los tres casos se ha fijado γ en un rango de valores comprendido entre 1 y 10 y β en un valor igual a 1. Por último, las cruces representan los valores de la media y de la desviación típica de la RMS con los valores correspondientes a las estimaciones mostradas en la subsección 6.3.

[Figura 1]

Con preferencias separables en el tiempo se observa que se necesitarían elevados coeficientes de aversión para interceptar la región admisible (para un resultado análogo véase Rubio (1995)) pues aunque en principio los aumentos del coeficiente de aversión reducen la media de la RMS, posteriormente disminuye dirigiendose hacia la frontera. Al introducir durabilidad el efecto es muy similar. Sin embargo, cuando

la persistencia de hábito domina, la volatilidad de la RMS aumenta sustancialmente para cada valor de γ permitiendo que se alcance la región aceptable.

Los resultados obtenidos en este análisis son consistentes con la aproximación paramétrica realizada en las secciones anteriores. El modelo con preferencias temporalmente dependientes y persistencia de hábito proporcionaba mejores resultados empíricos respecto al modelo intertemporal básico. Sin embargo, si se representan los pares media-desviación típica de la RMS, para los valores estimados de los parámetros, puede apreciarse que ninguno de ellos intercepta a la región. Por lo tanto, la volatilidad de la RMS estimada es inferior a la necesaria para que ésta intercepte la región aceptable. La explicación parece encontrarse en el escaso valor del coeficiente de aversión relativa al riesgo estimado.

La Figura 2 muestra el mismo análisis para el modelo intertemporal básico, el modelo estático y el modelo generalizado isoelástico (GIP). Los triángulos vuelven a representar al caso CRRA y los círculos y cuadrados representan las preferencias GIP y el caso estático respectivamente. Las mismas figuras sin sombrear corresponden a los valores estimados de las RMS.

[Figura 2]

Para un factor de descuento igual a uno y valores del coeficiente de aversión relativa al riesgo entre 0 y 5 puede observarse como el modelo que permite mayor volatilidad a la RMS es el modelo generalizado isoelástico de preferencias. Los pares media-desviación típica obtenidos para un valor de $\rho = 1.5$ interceptan la región admisible. Elasticidades intertemporales de sustitución mayores reducen la volatilidad de la RMS e impiden la intersección con la frontera. Igualmente, valores superiores aumentan la volatilidad exigiendo parámetros de aversión cada vez mayores para interceptar la frontera.

El modelo estático, a pesar de sus restricciones teóricas, muestra que la volatili-

dad que permite a la RMS es mayor a la del modelo CRRA.

La representación en el mismo gráfico de las relaciones marginales de sustitución con los valores estimados en la subsección 6.4 muestra el rechazo del modelo generalizado isoelástico de preferencias. La intersección se produce para valores del coeficiente de aversión relativa al riesgo y de la elasticidad intertemporal de sustitución que no son empíricamente plausibles al conjunto de datos disponibles.

Representar cotas media-varianza para la RMS con distintos conjuntos de pagos podría ayudar a entender que conjuntos de datos imponen las condiciones más restrictivas a los modelos.

Por último, un contraste estadístico que compruebe si la media y la desviación típica de las relaciones marginales de sustitución pertenecen o no a la frontera permitiría conclusiones más formales. Sin embargo, el objetivo de esta sección es obtener una idea gráfica que sirva como complemento e ilustre los resultados empíricos presentados anteriormente.

8 Conclusiones

Este trabajo presenta un estudio empírico aplicado al caso español, con datos trimestrales desde 1974 a 1992, de distintos modelos de equilibrio general que explican la formación de precios de activos financieros en función de los argumentos de la función de utilidad del consumidor/ahorrador representativo de la economía.

Se estudia en primer lugar las preferencias isoelásticas y se analiza dentro de ellas el modelo estático. Se toma como referencia este primer modelo con función de utilidad separable en el tiempo y entre estados de la naturaleza para analizar dos modelos más. El primero de ellos, relaja la separabilidad temporal de las preferencias permitiendo los efectos de persistencia de hábito y durabilidad. El segundo, relaja

la separabilidad entre estados de la naturaleza.

Se ha comprobado que la utilización de instrumentos con bajo poder para predecir los rendimientos, que forman parte de las ecuaciones de Euler, conduce a los parámetros estimados hacia valores que provocan una situación de factor de descuento constante. Esta situación llega a forzar en ocasiones falsos no rechazos del modelo que ocultan su verdadero comportamiento empírico. Se muestra como el modelo de neutralidad ante el riesgo ayuda a discernir entre instrumentos más y menos adecuados para la estimación.

Los resultados obtenidos en el modelo intertemporal básico presentan una estimación del coeficiente de aversión al riesgo muy imprecisa y sensible al conjunto de instrumentos. El modelo se rechaza en base al contraste de bondad del ajuste. Cuando se supone que las condiciones para que el modelo estático sea válido en un contexto intertemporal se verifican, los resultados son semejantes y el coeficiente de aversión presenta una estimación más precisa.

Cuando se relaja la separabilidad temporal de las preferencias, el parámetro de separabilidad temporal presenta un valor negativo que indica que el efecto de persistencia de hábito domina al de durabilidad. Además, el contraste de separabilidad de las preferencias permite rechazar el modelo con preferencias CRRA. De la misma forma, se rechaza la separabilidad entre estados de la naturaleza cuando se utilizan preferencias isoelásticas generalizadas.

Los resultados presentan evidencia suficiente para afirmar que las preferencias de un supuesto agente representativo de la economía española no pueden suponerse separables, y también que la no separabilidad se debe en mayor medida a la formación de hábitos de consumo que a la durabilidad en los bienes de consumo.

Por último, la representación de la frontera de Hansen-Jagannathan ha permitido comprobar que a pesar de que la generalización de la función de utilidad aumenta en

determinadas circunstancias la volatilidad de la RMS de los modelos, ésta es inferior a la necesaria para obtener un buen ajuste.

NOTAS

1. Sea $A_t = \frac{C_t}{W_t}$ el ratio consumo-riqueza y $X_{t+1} = \frac{C_{t+1}}{C_t}$ la tasa de crecimiento del consumo. La restricción presupuestaria y la condición de Euler pueden escribirse como,

$$X_{t+1} = A_{t+1}(A_t^{-1} - 1)R_{m,t+1}.$$

$$E_t[\beta(\frac{A_{t+1}}{A_t})^{-\gamma}(1 - A_t)^{-\gamma}R_{m,t+1}^{-\gamma}R_{j,t+1}] = 1.$$

Si el ratio consumo riqueza es constante se obtiene,

$$E_t[R_{t+1}^{-\gamma}R_{j,t+1}] = F,$$

donde F es una constante.

2. La mayor parte de los trabajos empíricos sobre valoración de activos con consumo utilizan datos de consumo ajustados por estacionalidad. Ferson y Harvey (1992) analizan este tipo de modelos con datos de consumo no ajustados. Encontrar el rechazo a las preferencias CRRA y un buen funcionamiento del modelo con preferencias dependientes en el tiempo con un parámetro que indica efectos de creación de hábito.

3. Para todas la series de rendimientos se ha procedido a intervenir el dato correspondiente a la crisis de 1987 iniciada el 19 de octubre en la Bolsa de Nueva York y que se extendió inmediatamente tanto a los mercados internacionales, y el dato correspondiente a la crisis de 1990 (Guerra del Golfo).

4. El rendimiento de la cartera de mercado utilizada es el índice publicado por Morgan Stanley International Perspective para el mercado español, no es el índice que compone los índices sectoriales utilizados, que se han obtenido de la Bolsa de Madrid.

5. Para entender intuitivamente el significado del grado de aversión, se puede tener en cuenta en análisis de Pratt (1964) que señala que un inversor con un grado de aversión (γ) estaría indiferente entre pagar $\frac{\gamma a^2}{2}$ de su riqueza presente y un juego que suponga una fracción a de su riqueza. Un análisis similar se realiza en Alonso, Rubio y Tusell (1988).

6. En la estimación no se ha restringido γ a ser positivo porque ello provocaba problemas de convergencia.

7. Eva M. Rubio (1995) a través de un ejercicio de calibración generalizada del CCAPM para los datos españoles admite un valor igual a uno para el coeficiente de aversión, es decir, admite utilidad logarítmica.

8. Las dos primeras series de pagos son los rendimientos originales de la cartera de mercado y del activo libre de riesgo. El precio de ambas estrategias es igual a uno por construcción. Los dos segundas series de pagos se formaron multiplicando los dos rendimientos anteriores por el rendimiento del activo libre de riesgo retrasado un período. El precio de estas dos estrategias es igual al rendimiento del activo libre de riesgo retrasado un período. El tercer par de series de

pagos se formó multiplicando los dos rendimientos originales por el valor retrasado un período del rendimiento real del mercado. El precio, en este caso, es igual al rendimiento del mercado retrasado un período. Por último las dos series restantes de pagos resultan de multiplicar de nuevo los rendimientos originales por el ratio del consumo real en los dos períodos anteriores, siendo el precio de estas dos últimas estrategias igual al ratio del consumo.

$$q' = \left[1, 1, Rf_t, Rf_t, Rm_t, Rm_t, \frac{C_{t-1}}{C_t}, \frac{C_{t-1}}{C_t} \right]$$

$$x' = \left[Rf_{t+1}, Rm_{t+1}, Rf_{t+1}Rf_t, Rm_{t+1}Rf_t, Rf_{t+1}Rm_t, Rm_{t+1}Rm_t, Rf_{t+1}\frac{C_{t-1}}{C_t}, Rm_{t+1}\frac{C_{t-1}}{C_t} \right]$$

Referencias

- [1] Alonso, Rubio y Tusell (1990): "Asset Pricing and Risk Aversion in the Spanish Stock Market", *Journal of Banking and Finance*, 14, 351-369.
- [2] Braun P., Constantinides G.M. y Ferson W.E. (1992): "Time Nonseparability in Aggregate Consumption. International Evidence", *NBER*, W.P. n. 4104.
- [3] Breeden, D.T. (1979): "An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment opportunities", *Journal of Financial Economics*, 7, 265-296.
- [4] Brown, D. y Gibbons, M. (1985): "A Simple Econometric Approach for Utility-Based Asset Pricing Models", *Journal of Finance*, 40, 359-381.
- [5] Campbell J. y Shiller R. (1988): "Stock prices, Earnings, and Expected Dividends", *The Journal of Finance*, 43, 661-676.
- [6] Canova F. y Nicolo G. (1995): "The Equity Premium and the Risk Free Rate: A Cross Country, Cross Maturity Examination", *CEPR Discussion Paper* - 1119.
- [7] Cochrane J. y Hansen L. (1992) "Asset Pricing Explorations for Macroeconomics", *NBER*, W.P. n. 4188.
- [8] Constantinides, G.M. (1990): "Habit Formation: A Resolution of the Equity Premium Puzzle", *Journal of Political Economy*, 98, 519-543.
- [9] — y Duffie, (1996): "Asset Pricing with Heterogeneous Consumers", *Journal of Political Economy*, 104, 219-240.

- [10] Cuenca, J.A. (1994): "Variables para el estudio del sector monetario", *Documento de Trabajo Banco de España* - 9416.
- [11] Dunn, K.B., y Singleton K.J. (1986): "Modelling the Term Structure of Interest Rates under Non-Separable Utility and Durability of goods", *Journal of Financial Economics*, 17, 27 -55.
- [12] Eichenbaum S., Hansen L. y Singleton J. (1988): "A Time Series Analysis of Representative Agent Models of Consumption and Leisure Choices under Uncertainty", *Quarterly Journal of Economics*, 103, 53-78.
- [13] Epstein L.G. y Zin S.E. (1990): "Substitution, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An Empirical Analysis", *Journal of Political Economy*, 99, 263-287.
- [14] Ferson, W.E. y Constantinides G.M. (1991): "Habit Persistence and Durability in Aggregate Consumption", *Journal of Financial Economics*, 29, 199-240.
- [15] — y Harvey C. (1992): "Seasonality and Consumption-Based Asset Pricing", *Journal of Finance*, 47, 511-553.
- [16] Giovannini A. y Jorion P. (1993): "Time-series Test of a Non-Expected-Utility Model of Asset Pricing", *European Economic Review*, 37, 1083-1100.
- [17] Grossman y Shiller. (1981): "The Determinants of the Variability of Stock Market Prices", *American Economic Review*, 71, 222-227.
- [18] — (1982): "Consumption Correlatedness and Risk Measurement in Economies with Non-traded Assets and Heterogeneous Information", *Journal of Financial Economics*, 10, 195-210.

- [19] Hansen, L. (1982): "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators", *Econometrica*, 50, 1029-1054.
- [20] — y Jagannathan R. (1991): "Implications of Security Market Data for Models of Dynamic Economies", *Journal of Political Economy*, 99, 225-263.
- [21] — y Singleton K. (1982a): "Generalized Instrumental Variables Estimation of Non-Linear Rational Expectations Models", *Econometrica*, 50, 1269-1286.
- [22] — (1983b): "Stochastic Consumption Risk Aversion and the Temporal Behavior of Assets Returns", *Journal of Political Economy*, 91, 249-265.
- [23] Heaton, J. (1993): "The Interaction Between Time-Nonseparable Preferences and Time Aggregation", *Econometrica*, 61, 353-385.
- [24] Joo-Ha Nam (1990): "Habit Persistence/Durability, Taxation and Seasonality in Consumption-Based Asset Pricing Model". Duke University. Dissertation.
- [25] Kocherlakota, R. (1998): "In Defense of the Time and State Separable Utility Based Asset pricing Model" Manuscript. Northwestern University.
- [26] Litzenberger, R. y Ronn (1986): "A Utility Based Model of Common Stock Price Movements", *Journal of Finance*, 41, 67-92.
- [27] Lucas R. Jr. (1978): "Asset Prices in an Exchange Economy", *Econometrica*, 46, 1429-1445.
- [28] Luttmer, E. G. (1993): "Asset Pricing in Economies with Frictions", *W.P. Evaston, Ill.: Northwestern University*.

- [29] Merton R. (1973): "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model", *Econometrica*, 41, 867-887.
- [30] Novales, A. (1990): "Solving Nonlinear Rational Expectations Models: A Stochastic Equilibrium Model of Interest Rates", *Econometrica*, 58, 93-111.
- [31] Pratt, J. (1964): "Risk Aversion in the Small and in the Large", *Econometrica*, 32, 122-136.
- [32] Rubio, E. (1995): "Testing the CCAPM on Spanish Data: A new approach", *CENFI*, WP. 9603.
- [33] Ryder, H.E., y Heal G.M. (1973): "Optimal Growth with Intertemporally Dependent Preferences", *Review of Economic Studies*, 40, 1-31.
- [34] Weil, P. (1990): "Non Expected Utility in Macroeconomics", *Quarterly Journal of Economics*, 105, 29-42.

TABLA 1

ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS
DATOS TRIMESTRALES 1974 - 1992

Rendimiento Neto medio anual, en términos reales, utilizando como deflactor el correspondiente al consumo privado nacional.

Variables	Descripción	Media (%)	Desv. Tip.
R_m	Rendimiento del Mercado	0.663	0.2350
R_f	Rendimiento del activo sin riesgo	-1.043	0.0595
R_b	Rendimiento sector Banca	0.240	0.3415
R_e	Rendimiento sector Eléctricas	3.779	0.2819
R_c	Rendimiento sector Comunicaciones	-0.114	0.2663
R_i	Rendimiento grupo Industria	4.989	0.4446
R_a	Rendimiento grupo Alimentación	4.655	0.3877
CCP	Crecimiento Consumo Privado Nacional	2.596	0.0235
$CCND$	Crecimiento Consumo no duradero	2.684	0.0229

TABLA 2

ESTIMACION DEL MODELO CON FACTOR DE DESCUENTO CONSTANTE

1974-1992 DATOS TRIMESTRALES. METODO DE ESTIMACION GMM.

La estimación agregada utiliza como activos disponibles la cartera de mercado y el activo libre de riesgo. En la estimación desagregada los activos disponibles son la cartera de mercado y las carteras correspondientes a los sectores banca, alimentación, eléctricas, comunicaciones e industria. Los conjuntos de instrumentos son: $I1 = [C, CCND(-1), CCND(-2), R_m(-1), R_m(-2), R_f(-1), R_f(-2)]$; $I2 = [C, INTER(-1), DY(-1), IPI(-1)]$; $I3 = [C, R_m(-1), DY(-1), R_f(-1)]$; $I4 = [I3(-1)]$; $I5 = [C, R_i(-1), R_b(-1), R_a(-1)]$. Los errores standard correspondientes a C y los p-valores correspondientes a el estadístico χ^2 se presentan entre paréntesis. El asterisco (*) muestra la significatividad al 5% de los parámetros estimados.

	I1	I2	I3	I4	I5
Estimación agregada					
C	.99 (.001)*	1.00 (.001)*	.99 (.001)*	.99 (.001)*	1.00 (.001)*
χ^2	29.70 (.005)	22.58 (.002)	24.97 (.0007)	29.49 (.0001)	11.36 (.12)
Estimación desagregada					
C	1.00 (.006)*	.99 (.008)*	.99 (.008)*	.99 (.01)*	1.00 (.09)*
χ^2	45.18 (.30)	17.45 (.78)	36.37 (.03)	34.9 (.05)	32.7 (.08)

TABLA 3

ESTIMACION DEL MODELO CRRA

1974-1992 DATOS TRIMESTRALES. METODO DE ESTIMACION GMM.

La estimación agregada utiliza como activos disponibles la cartera de mercado y el activo libre de riesgo. En la estimación desagregada los activos disponibles son la cartera de mercado y las carteras correspondientes a los sectores banca, alimentación, eléctricas, comunicaciones e industria. Los conjuntos de instrumentos son: $I1 = [C, CCND(-1), CCND(-2), R_m(-1), R_m(-2), R_f(-1), R_f(-2)]$; $I2 = [C, INTER(-1), DY(-1), IPI(-1)]$; $I3 = [C, R_m(-1), DY(-1), R_f(-1)]$; $I4 = [I3(-1)]$; $I5 = [C, R_i(-1), R_b(-1), R_a(-1)]$. Los errores standard correspondientes a β , y γ los p-valores correspondientes a el estadístico χ^2 se presentan entre paréntesis. El asterisco (*) muestra la significatividad al 5% de los parámetros estimados.

	I1	I2	I3	I4	I5
Estimación agregada					
β	1.00 (.001)*	1.00 (.002)*	1.00 (.006)*	1.00 (.006)*	1.02 (.04)*
γ	.12 (.20)	1.16 (.34)*	.99 (.92)	.95 (.81)	3.2 (7.23)
χ^2	32.01 (.001)	12.75 (.04)	14.8 (0.02)	16.7 (0.01)	3.69 (0.71)
g.l.	12	6	6	6	6
Estimación desagregada					
β	1.04 (.01)*	.98 (.01)*	0.99 (.01)*	0.98 (.01)*	1.08 (.05)*
γ	7.47 (1.71)*	-21.8 (2.87)	-0.67 (2.60)	-1.54 (2.40)	13.19 (9.28)
χ^2	41.73 (.39)	16.95 (.76)	34.66 (0.04)	34.8 (0.03)	33.82 (0.05)
g.l.	40	22	22	22	22

TABLA 4

ESTIMACION DEL MODELO ESTADISTICO
1974-1992 DATOS TRIMESTRALES. METODO DE ESTIMACION GMM.

La estimación agregada utiliza como activos disponibles la cartera de mercado y el activo libre de riesgo. En la estimación desagregada los activos disponibles son la cartera de mercado y las carteras correspondientes a los sectores banca, eléctricas, alimentación, comunicaciones e industria. Los conjuntos de instrumentos son: $I1 = [C, CCND(-1), CCND(-2), R_m(-1), R_m(-2), R_f(-1), R_f(-2)]$; $I2 = [C, INTER(-1), DY(-1), IPI(-1)]$; $I3 = [C, R_m(-1), DY(-1), R_f(-1)]$; $I4 = [I3(-1)]$; $I5 = [C, R_i(-1), R_b(-1), R_a(-1)]$. Los errores standard correspondientes a β' , γ y los p-valores correspondientes a el estadístico χ^2 se presentan entre paréntesis. El asterisco (*) muestra la significatividad al 5% de los parámetros estimados. β' no puede interpretarse como el factor de descuento intertemporal.

	I1	I2	I3	I4	I5
Estimación agregada					
β'	.99 (.00)*	.99 (.00)*	1.00 (.00)*	1.00 (.00)*	.99 (.00)*
γ	.40 (.02)*	.89 (.006)*	1.05 (.00)*	1.03 (.00)*	.47 (.02)*
χ^2	21.24 (.01)	17.96 (.006)	21.05 (0.001)	16.58 (0.01)	6.12 (0.40)
g.l.	12	6	6	6	6
Estimación desagregada					
β'	1.00 (.01)*	.99 (.01)*	0.99 (.00)*	0.99 (.00)*	1.00 (.00)*
γ	-.74 (.30)*	-.56 (.75)	.49 (.19)*	.52 (.17)*	.57 (.20)*
χ^2	44.40 (.28)	16.48 (.79)	29.02 (.14)	30.72 (.10)	29.70 (.12)
g.l.	40	22	22	22	22

TABLA 5

ESTIMACION DEL MODELO CON FACTOR DE DESCUENTO CONSTANTE
1974-1992 DATOS TRIMESTRALES. METODO DE ESTIMACION GMM.

La estimación agregada utiliza como activos disponibles la cartera de mercado y el activo libre de riesgo. La estimación desagregada utiliza como activos disponibles la cartera de mercado y las carteras correspondientes a los sectores banca, alimentación, comunicaciones, eléctricas e industria. Los conjuntos de instrumentos son: $I1 = [C, CCP(-1), CCP(-2), R_m(-1), R_m(-2), R_f(-1), R_f(-2)]$; $I2 = [C, INTER(-1), DY(-1), IPI(-1)]$; $I3 = [C, R_m(-1), DY(-1), R_f(-1)]$; $I4 = [I3(-1)]$; $I5 = [C, R_i(-1), R_b(-1), R_a(-1)]$. Los errores standard correspondientes a C y los p-valores correspondientes a el estadístico χ^2 se presentan entre paréntesis. El asterisco (*) muestra la significatividad al 5% de los parámetros estimados.

	I1(-1)	I2(-1)	I3(-1)	I4(-1)	I5(-1)
Estimación agregada					
C	.99 (.001)*	.99 (.001)*	.99 (.001)*	.99 (.001)*	.99 (.001)*
χ^2	33.76 (.001)	13.23 (.006)	17.27 (.015)	34.15 (0.00)	12.21 (.09)
Estimación desagregada					
C	.99 (.005)*	.99 (.00)*	.98 (.008)*	1.00 (.008)*	.99 (.008)*
χ^2	43.43 (.36)	22.82 (.47)	28.14 (.21)	28.48 (.19)	25.75 (.31)

TABLA 6

ESTIMACION DEL MODELO DE UTILIDAD NO SEPARABLE TEMPORALMENTE

1974-1992 DATOS TRIMESTRALES. METODO DE ESTIMACION GMM.

La estimación agregada utiliza como activos disponibles la cartera de mercado y el activo libre de riesgo. La estimación desagregada utiliza como activos disponibles la cartera de mercado y las carteras correspondientes a los sectores banca, eléctricas, alimentación, comunicaciones e industria. Los conjuntos de instrumentos son: $I1 = [C, CCP(-1), CCP(-2), R_m(-1), R_m(-2), R_f(-1), R_f(-2)]$; $I2 = [C, INTER(-1), DY(-1), IPI(-1)]$; $I3 = [C, R_m(-1), DY(-1), R_f(-1)]$; $I5 = [C, R_i(-1), R_b(-1), R_a(-1)]$. I4 no ha sido posible utilizarlo por problemas de convergencia. Los errores standar de β y γ y los p-valores correspondientes a los estadísticos χ^2 se presentan entre paréntesis. El asterisco (*) muestra la significatividad al 5% de los parámetros estimados. El estadístico χ^2_1 es la diferencia entre las funciones objetivos obtenidas en el procedimiento GMM, imponiendo la hipótesis de que $b_1 = 0$ frente a la hipótesis alternativa $b_1 \neq 0$

	I1(-1)	I2(-1)	I3(-1)	I4(-1)	I5(-1)
Estimación agregada					
β	1.00 (.02)*	1.00 (.004)*	.95 (.11)*		1.01 (.02)*
γ	1.57 (2.41)	-0.003 (.004)	1.60 (9.70)		.26 (1.26)
b_1	-.37	-.96	-.54		-.69
χ^2	6.26 (.90)	10.84 (.09)	7.96 (.24)		4.96 (.54)
g.l.	12	6	6		6
χ^2_1	5.99 (.01)	0.46 (.49)	2.88 (.08)		3.86 (.05)
Estimación desagregada					
β	1.01 (.01)*	.97 (.03)*	.99 (.02)*	.99 (.009)*	1.02 (.02)*
γ	3.92 (1.32)	-5.99 (4.84)	-.01 (.03)	-.46 (.46)	2.89 (2.98)
b_1	-.36	-.51	-.93	-.70	-.38
χ^2	29.59 (.88)	16.02 (.81)	18.72 (.66)	20.94 (.52)	15.57 (.83)
g.l.	40	22	22	22	22
χ^2_1	2.25 (.13)	1.25 (.26)	2.27 (.13)	1.78 (.18)	2.40 (.12)

TABLA 7

ESTIMACION DEL MODELO DE UTILIDAD NO SEPARABLE TEMPORALMENTE ($b_1 = 0$)
1974-1992 DATOS TRIMESTRALES. METODO DE ESTIMACION GMM.

La estimación agregada utiliza como activos disponibles la cartera de mercado y el activo libre de riesgo. La estimación desagregada utiliza como activos disponibles la cartera de mercado y las carteras correspondientes a los sectores banca, eléctricas, alimentación, comunicaciones e industria. Los conjuntos de instrumentos son: $I1 = [C, CCP(-1), CCP(-2), R_m(-1), R_m(-2), R_f(-1), R_f(-2)]$; $I2 = [C, INTER(-1), DY(-1), IPI(-1)]$; $I3 = [C, R_m(-1), DY(-1), R_f(-1)]$; $I5 = [C, R_i(-1), R_b(-1), R_a(-1)]$. $I4$ no ha sido posible utilizarlo por problemas de convergencia. Los errores standar de β y γ y los p-valores correspondientes a los estadísticos χ^2 se presentan entre paréntesis. El asterisco (*) muestra la significatividad al 5% de los parámetros estimados.

	I1(-1)	I2(-1)	I3(-1)	I4(-1)	I5(-1)
Estimación agregada					
β	1.02 (.01)*	.92 (.18)*	.99 (.006)*	1.03 (0.01)*	1.02 (.01)*
γ	2.73 (0.83)	-1.48 (1.43)	.80 (.99)	6.50 (2.04)*	2.71 (1.92)
χ^2	17.13 (.14)	5.82 (.44)	16.6 (.01)	4.92 (.55)	6.59 (.36)
g.l.	12	6	6	6	6
Estimación desagregada					
β	1.05 (.02)*	.92 (.10)*	.97 (.03)*	1.07 (.03)*	1.06 (.03)*
γ	11.72 (3.35)*	-13.37 (17.96)	-0.80 (5.92)	10.99 (5.22)*	9.86 (4.34)
χ^2	37.93 (.56)	21.95 (.46)	23.36 (.38)	24.59 (.31)	20.33 (.56)
g.l.	40	22	22	22	22

TABLA 8

ESTIMACION DEL MODELO CON FUNCIONES DE UTILIDAD GIP
1974-1992 DATOS TRIMESTRALES. METODO DE ESTIMACION GMM.

La estimación agregada utiliza como activos disponibles la cartera de mercado y el activo libre de riesgo. En la estimación desagregada los activos disponibles son la cartera de mercado y las carteras correspondientes a los sectores banca, eléctricas, comunicaciones e industria. Los conjuntos de instrumentos usados son: $I1 = [C, CCND(-1), CCND(-2), R_m(-1), R_m(-2), R_f(-1), R_f(-2)]$; $I2 = [C, INTER(-1), DY(-1), IPI(-1)]$; $I3 = [C, R_m(-1), DY(-1), R_f(-1)]$; $I4 = [I3(-1)]$; $I5 = [C, R_i(-1), R_b(-1), R_a(-1)]$. Los errores standar de β, γ, ρ y el p-valor correspondiente al estadístico χ^2 se presentan entre paréntesis. El asterisco (*) muestra la significatividad al 5% de los parámetros estimados. El estadístico χ^2_1 es la diferencia entre las funciones objetivo obtenidas en el procedimiento GMM, imponiendo la hipótesis $\gamma = \rho$.

	I1	I2	I3	I4	I5
Estimación agregada					
β	.99 (.00)*	1.00 (.00)*	1.00 (.00)*	1.00 (.00)*	1.00 (.00)*
γ	.22 (.15)	1.12 (.11)*	.95 (.02)*	.92 (.04)*	.72 (.63)
ρ	-.55 (.32)	2.45 (1.39)	2.20 (.77)*	2.12 (.73)*	0.41 (1.34)
χ^2	17.87 (.08)	10.46 (.06)	10.21 (.07)	7.54 (0.18)	5.816 (.32)
g.l.	11	5	5	5	5
$\chi^2_1(\gamma = \rho)$	5.66 (.01)	3.06 (.07)	8.52 (.00)	11.1 (.00)	3.18 (.07)
Estimación desagregada					
β	1.04 (.01)*	.98 (.02)*	.98 (.03)*	.97 (.02)*	1.03 (.12)*
γ	9.13 (3.09)	-5.14 (8.11)	-1.34 (5.14)	-2.03 (4.59)	1.13 (1.93)
ρ	5.65 (1.64)*	-2.42 (3.40)	-1.24 (4.85)	-1.51 (3.73)	2.38 (20.3)
χ^2	41.18 (.37)	15.92 (.77)	30.21 (.08)	32.44 (.05)	29.87 (.09)
g.l.	39	21	21	21	21
$\chi^2_1(\gamma = \rho)$.84 (.60)	1.07 (.29)	6.41 (.01)	2.28 (.13)	3.05 (.08)

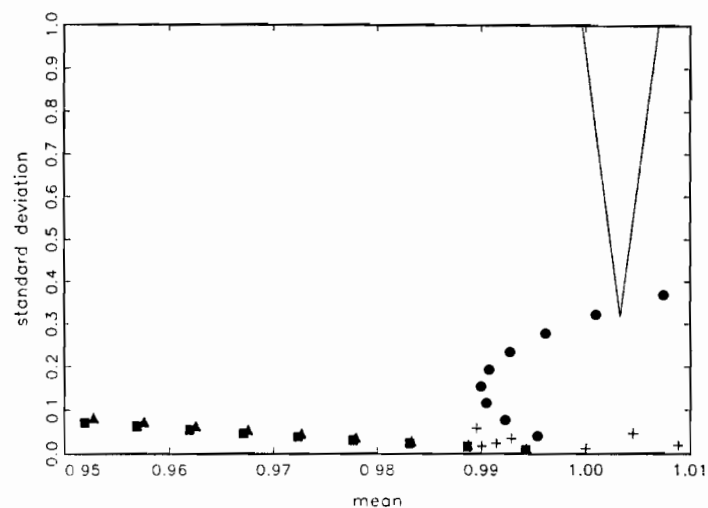


Figura 1. RMS del modelo con preferencias temporalmente dependientes. Las cotas media-desviación típica de la RMS implícita por la muestra de los rendimientos de los activos se representa en la curva de trazo continuo. Los pares media-desviación típica de la RMS se representan por triángulos si $b_1 = 0$, por cuadrados si $b_1 = 0.6$ y por círculos si $b_1 = -0.6$. β es igual a uno. γ toma valores de 1 a 10 de uno en uno. Las cruces representan los valores de la RMS con los estimadores obtenidos en la sección 6.

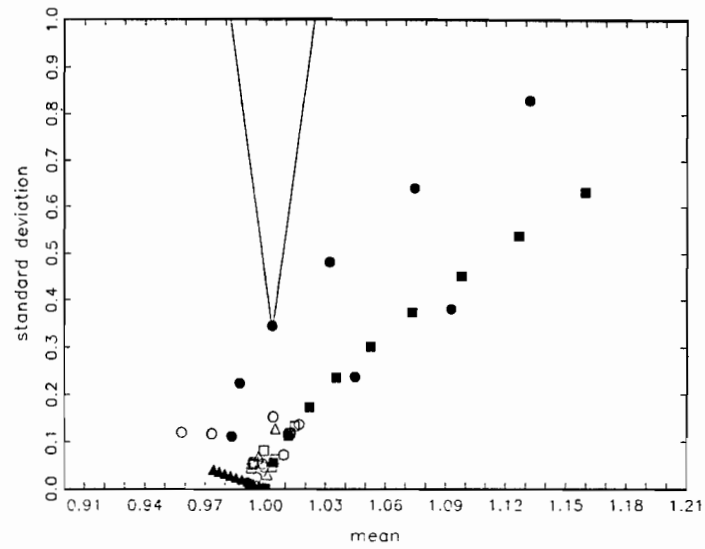


Figura 2. RMS del modelo generalizado isoelástico y del modelo estático. Las cotas media-desviación típica de la RMS implícita por la muestra de los rendimientos de los activos se representa en la curva de trazo continuo. Los pares media - desviación típica de la RMS se representan por triángulos sombreados para el modelo CRRA, por cuadrados sombreados para el caso estático y por círculos sombreados para el modelo GIP. El factor de descuento β es igual a uno. γ toma valores entre 0 y 5 tomados de 0.5 en 0.5. ρ es igual a 1.5. Los círculos, cuadrados y triángulos sin sombrear representan los valores de la RMS con los estimadores obtenidos sección 6.